

DOIS PROCEDIMENTOS PARA AVALIAR A DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADES EDUCACIONAIS NO BRASIL*

TWO PROCEDURES FOR ASSESSING INEQUALITY OF EDUCATIONAL OPPORTUNITIES IN BRAZIL

Fábio D. Waltenberg, Universidade Federal Fluminense

Abstract: In this paper, we discuss advantages and limits of two alternative methodologies which can be used for measuring inequality of educational opportunities, both of which are based on Roemer (1998). The two alternatives reflect the usual opposition between a dominance approach and an approach based on specific indices. We provide illustrations using Brazilian data. The *dominance analysis* reveals a situation of evident inequality of opportunity when types are defined in terms of parental education, while when types are defined in terms of skin color we obtain both inequality of opportunity and (at least weak) equality of opportunity, depending on the types we compare. The *inequality indices* approach shows that, according to the parameters we employ, inequality of opportunity represents 16.1% of overall inequality in Brazil, and we observe large regional variation.

Resumo: Neste artigo, discutem-se vantagens e limites de dois métodos alternativos de mensuração de desigualdades de oportunidades educacionais, ambos as quais se baseiam em Roemer (1998). Tais alternativas refletem a oposição usual entre abordagens de dominância e aquelas baseadas em índices específicos. Apresentamos ilustrações usando dados brasileiros (do SAEB). A *análise de dominância* revela uma situação de evidente desigualdade de oportunidades quando os tipos são definidos em termos de nível de educação dos pais, enquanto no caso em que se definem por meio

* Texto traduzido do inglês por Marina Mauritz. Versão final revisada pelo autor.

da cor da pele, obtêm-se tanto desigualdade de oportunidades como igualdade de oportunidades (em sua versão fraca), em função dos tipos que estejam sendo comparados. A abordagem baseada em *índices de desigualdade* mostra que, de acordo com os parâmetros usados, a desigualdade de oportunidades representa ao menos 16,1% da desigualdade total no Brasil, e se observam substanciais variações regionais.

Resumen: En este artículo, se discuten ventajas e desventajas de dos métodos alternativos de medición de desigualdades de oportunidades en educación (en logros), los cuales tienen como base Roemer (1998). Las dos alternativas reproducen la usual oposición entre aproximaciones de dominancia y aquellas que se utilizan de índices específicos. Presentamos ejemplos con datos brasileños. El *análisis de dominancia* muestra una situación de clara desigualdad de oportunidades cuando los tipos se definen en términos de nivel de educación de los padres, mientras en el caso en que se definen por medio del color de la piel, se observa desigualdad de oportunidades, pero también igualdad de oportunidades (en su versión débil), según los tipos que se elijan. La aproximación apoyada en *índices de desigualdad*, con los parámetros escogidos, revela que la desigualdad de oportunidades representa al menos 16,1% de la desigualdad total en Brasil, y también se observan importantes variaciones regionales.
JEL classification: D63, I21, I39.

Palavras-clave: equality of opportunity, education fairness, inequality measurement, opportunity measurement / igualdade de oportunidades, justiça educacional, medidas de desigualdade, medidas de oportunidade.

1 INTRODUÇÃO

Neste artigo, discutimos diferentes métodos para mensurar e comparar a desigualdade de oportunidades educacionais, ambos baseados em – ou mesmo tentando ir além de – Roemer (1998). Com esse fim, aplicamos instrumentos de análise distributiva a subconjuntos da população de alunos brasileiros (grupos ou tipos). Medimos e comparamos a *desigualdade de oportunidades educacionais* através de grupos ou tipos de alunos, em vez de utilizar desigualdades brutas, como se costuma fazer.

Logo após esta introdução, apresentamos uma discussão metodológica (Seção 2) de dois procedimentos diferentes para mensurar a desigualdade de oportunidades educacionais, remontando à oposição clássica entre a análise de dominância e a abordagem de índices específicos de desigualdade. Exemplos dessas metodologias são apresentados na Seção 3, onde tra-

balhamos com um banco de dados específico do Brasil (SAEB). A *análise de dominância* revela uma situação de evidente desigualdade de oportunidades quando tipos são definidos em termos de nível educacional dos pais, enquanto que, quando tipos são definidos em termos de cor da pele, encontramos tanto desigualdade quanto igualdade (em sua versão fraca) de oportunidades, dependendo dos tipos comparados. A abordagem dos *índices de desigualdade* mostra que, dependendo dos parâmetros adotados, a desigualdade de oportunidades representa 16,07% da desigualdade total no Brasil. Observamos grande variação através das regiões, tal como constatado no estudo italiano utilizado como referência. A região com maior índice de desigualdade de oportunidades no Brasil (Sudeste) é 176,67% mais desigual do que a região com maior índice de desigualdade de oportunidades na Itália (Centro-Sul) e 433,71% mais desigual do que a região com o menor índice de desigualdade de oportunidades da Itália (Norte). A Seção 4 apresenta comentários finais.

2 QUESTÕES METODOLÓGICAS

2.1 Unidades recipientes, atributos e método de agregação

Nesse artigo, tomamos os alunos como unidades recipientes e sua nota total como atributo. No que tange ao método de agregação, gostaríamos de utilizar um método que, respeitando as propriedades usuais, também fosse tão compatível quanto possível com a concepção de justiça elaborada por Roemer (1998), descrita ao longo desta Seção 2.

Discutimos dois caminhos alternativos para comparar distribuições em termos de sua desigualdade de oportunidade, ambos respeitando as propriedades-padrão e inspirados pelo critério normativo de Roemer. Visando atenuar os inconvenientes da propriedade de anonimato, a população é subdividida em grupos (“tipos”, na terminologia de Roemer), que são submetidos a ferramentas comuns de aferição de desigualdade.

Um desses caminhos foi desenvolvido em uma série de artigos: Peragine (1999, 2002, 2004a,b) e principalmente Checchi e Peragine (2005). O caminho alternativo foi desenvolvido por um grupo de economistas franceses: Pistolesi, Lefranc e Trannoy (2005) e Lefranc, Pistolesi e Trannoy (2006).

Ainda que ambas as estratégias sejam claramente inspiradas no trabalho de Roemer, há uma nítida diferença entre elas, que remonta à distinção clássica entre a análise de dominância e a abordagem de índices de desigualdade. O procedimento desenvolvido pelos economistas italianos é

uma tradução interessante da visão de Roemer: baseia-se no uso de índices de desigualdade com o objetivo de identificar o nível de desigualdades *injustas*, produzindo rankings completos de distribuição. De certo modo, o procedimento desenvolvido pelos economistas franceses generaliza o conceito de Roemer de igualdade de oportunidades. Esse procedimento oferece uma análise de dominância e, como esperado, não necessariamente permite o estabelecimento de rankings completos, mas oferece conclusões mais robustas, pelo menos para algumas comparações de pares (por exemplo, de regiões ou de países).

Nesta seção, apresentamos brevemente cada uma dessas metodologias, acompanhadas de uma avaliação de suas vantagens e desvantagens.¹

2.2 Índices de desigualdade

Indo além de uma contribuição teórica prévia (Peragine, 2004b) dedicada a critérios de dominância de desigualdade de oportunidades, Checchi e Peragine (2005) desenvolveram um procedimento dedicado à produção de *rankings completos de desigualdade de oportunidades*. Para isso, identificam a fração de desigualdade devida a circunstâncias (inaceitável) e a fração devida a esforço (aceitável), para então avaliar a magnitude absoluta e a importância relativa de cada uma dessas formas de desigualdade. As Seções 1 a 4 de seu artigo descrevem em detalhes sua abordagem. Aqui, oferecemos uma breve explicação, com destaque para os pontos mais relevantes aos nossos propósitos.

O primeiro passo é dividir a distribuição de um resultado (notas de provas, por exemplo) de acordo com dois critérios: tipos e “bandas”(ou “faixas”; ex. quartis, decis ou percentis). Todos os indivíduos que partilham da mesma circunstância (por exemplo, o mesmo *background* familiar) fazem parte de determinado tipo. Já uma banda é composta por todos os indivíduos (de cada um dos tipos) classificados no mesmo quantil na distribuição do resultado. Para Roemer, o nível absoluto de esforço é irrelevante: o importante é o nível de esforço relativo, dado o tipo do indivíduo. Assim, supõe-se que todos os indivíduos que integram determinada banda tenham despendido um nível similar de esforço e, por isso, mereçam alcançar o mesmo nível educacional.

¹ É importante mencionar a existência de outro ramo dessa literatura, que visa dividir a variância total de resultados em circunstâncias *versus* componentes relacionados à escolha, baseada em técnicas de regressão (Devooght, 2004; Cogniaux e Gignoux, 2005, Bourguignon, Ferreira e Menéndez, 2006), flexibilizando o pressuposto de separabilidade entre esforço e circunstância, adotado na estrutura de Roemer. Este interessante conjunto de artigos não é vislumbrado no presente artigo.

Em um segundo momento, cada observação de notas é substituída pela nota médiaaritmética dentro de determinado tipo e determinada banda. Em outras palavras, o perfil de notas original é substituído por um perfil de notas artificial, no qual todas as desigualdades intratipo-e-intrabanda desvanecem. A lógica por trás disso é o fato de a desigualdade intratipo-e-intrabanda não estar associada nem a oportunidades diferentes, nem a um esforço diferentes. Por ser irrelevante no modelo de Roemer, essa desigualdade deve ser eliminada da aplicação empírica. Na distribuição “artificial” gerada desse modo, de acordo com o pressuposto de Roemer, as notas são exclusivamente uma função do tipo (anteriormente estabelecido pelo pesquisador) e do esforço (inferido pelo pesquisador a partir da distribuição de resultados).

O terceiro passo é a avaliação da desigualdade total da distribuição gerada artificialmente, assim como da desigualdade intrabandas e da intratipos. A desigualdade intrabandas é interpretada como uma desigualdade causada por oportunidades diferentes, visto que os resultados de indivíduos de diferentes tipos, mas que integram uma mesma banda(ou seja, supondo-se que tenham despendido o mesmo nível de esforço), estão, neste caso, sob comparação. Em um mundo de perfeita igualdade de oportunidades, não haveria diferença entre um tipo e outro dentro de cada banda, no tocante ao nível de resultado obtido. Por sua vez, a desigualdade intratipos é interpretada como uma desigualdade causada por níveis diferentes de esforços(ou seja, indivíduos em circunstâncias similares), visto que os resultados de indivíduos de tipos similares estão, neste caso, sob comparação.²

De maneira concreta, a decomposição da desigualdade total da distribuição gerada artificialmente em desigualdade de oportunidade e desigualdade de esforço (ou residual, conforme explicação na nota de rodapé #4) é análoga à usual decomposição da desigualdade total em desigualdade intergrupos e desigualdade intragrupos. Grupos podem ser definidos tanto como tipos, quanto como bandas, e Checci e Peragine discutem ambas as possibilidades.³A abordagem de bandas mais se aproxima da concepção de

² A rigor é impossível levar em conta todas as variáveis que representam circunstâncias, de modo que a *desigualdade de oportunidades sempre será subestimada em aplicações empíricas*. Isto significa que a desigualdade complementar àquela necessariamente será superestimada. Por essa razão, é comum denominar essa desigualdade complementar como “residual” e não “de esforço”.

³ A “abordagem de bandas” é apresentada em sua “Definição 2: (...) Há igualdade de oportunidades sempre, e somente se, todos aqueles que empregaram o mesmo nível de esforço tiverem as mesmas chances de alcançar o objetivo, independentemente do tipo” (Tradução livre de: “Definition 2: (...) There is EOp if and only if all those who exerted the same degree of effort have the same chances of achieving the objective, regardless of the type.”).

igualdade de oportunidades de Roemer e será a abordagem utilizada doravante. De acordo com tal abordagem, a desigualdade intergrupos deve ser entendida como desigualdade interbandas (aceitável), e a desigualdade intragrupos equivale à desigualdade intrabandas (inaceitável).

Visando decompor a desigualdade, Checci e Peragine (2005) aplicaram um índice decomponível em subgrupos, nomeadamente um índice que integra a classe de índices de entropia generalizada. Eles optaram pelo índice MLD (*mean logarithmic deviation*), também conhecido como segundo coeficiente de Theil, ou como o índice de entropia generalizada, $GE(0)$. Os autores justificam a opção por esse índice pelo fato de respeitar a propriedade de independência do caminho (*path independence*), útil no contexto de seu artigo.

2.3 Análise de dominância

A contribuição de Pistolesi, Lefranc e Trannoy (2005) oferece uma estrutura alternativa para a comparação de distribuições em termos do nível de desigualdade de oportunidade que refletem. Essa estrutura integra a tradição das análises de dominância. Novamente, limitamo-nos a uma explicação breve.

Pistolesi, Lefranc e Trannoy (2005) resumem a oportunidade oferecida a um indivíduo à distribuição de um resultado, s , condicional ao seu conjunto de circunstâncias, t , denotado por $F(s|t)$. Levando em consideração dois grupos em uma sociedade, $F(s|t)$ e $F(s|t')$, se $F(s|t)$ tem dominância estocástica de segunda ordem em relação a $F(s|t')$, a situação do primeiro grupo é inequivocamente preferível à situação do segundo.⁴ Nesse caso, visto que é claro que a distribuição de um grupo é preferível à de outro, tal sociedade apresenta *desigualdade de oportunidades*.

Portanto, logicamente, a igualdade de oportunidades somente é satisfeita quando a distribuição condicional do resultado de um grupo não domina a distribuição condicional do resultado do outro grupo. Os autores dizem que “definir a igualdade de oportunidades como não-dominância com critério de dominância estocástica de segunda ordem equivale a dizer que um indivíduo que escolhe entre essas circunstâncias seria incapaz de classificá-las” (Pistolesi, Lefranc e Trannoy, 2005: 5).⁵ No entanto, duas mo-

⁴ Modificamos sutilmente a notação utilizada por Pistolesi, Lefranc e Trannoy (2005). Enquanto eles utilizam x e s para resultados e circunstâncias, respectivamente, nós utilizamos s (para notas; do inglês, *s* de *score*) e t (para tipos), respectivamente.

⁵ Tradução livre de: “defining equality of opportunity as non-dominance with a second order stochastic dominance criterion is equivalent to saying that an individual choosing among these circumstances is unable to rank them”.

dalidades de igualdade de oportunidades são possíveis:

· *Igualdade de oportunidades fraca*: verificada em casos em que uma distribuição não domina a outra e dado que as funções de distribuição acumuladas (FDAs) dos dois grupos (ou, de maneira equivalente, suas curvas de Lorenz generalizadas) *se cruzem ao menos uma vez*. A lógica aqui é a seguinte: dado que elas se cruzam, não é claro a partir de uma posição *ex ante* (ou seja, sob um “véu da ignorância” rawlsiano) se é preferível pertencer ao grupo *t* ou ao grupo *t'*.

· *Igualdade de oportunidades forte*: verificada em casos em que uma distribuição não domina a outra, e dado que as funções cumulativas distributivas dos dois grupos (ou, de maneira equivalente, suas curvas de Lorenz generalizadas) *são idênticas*. Nesse caso, nenhum observador teria como afirmar *ex antea* preferível pertencer ao grupo *t* ou ao grupo *t'*.

Os autores defendem que a igualdade de oportunidades forte é um caso particular de igualdade de oportunidades fraca. Alegam ainda que esse caso particular corresponde perfeitamente à concepção de igualdade de oportunidade de Roemer.

2.4 Questões metodológicas: uma avaliação

A oposição entre as duas metodologias reacende o debate sobre índices específicos e procedimentos de dominância. Na realidade, as vantagens e os limites de uma abordagem baseada em índices específicos valem para a ‘estratégia italiana’, enquanto que os de uma abordagem de dominância valem para a ‘estratégia francesa’.

Uma aplicação da ‘estratégia italiana’ fornece números (índices sintéticos de desigualdade; frações de desigualdade aceitável e inaceitável) que podem ser comparados através de países ou de regiões. Este pode ser um instrumento muito útil para a melhor compreensão de padrões particulares de desigualdade em diferentes localidades. Por exemplo, fomos capazes de comparar os números do Brasil, calculados aqui, com os números referentes à Itália, produzidos por Checchi e Peragine (2005). A desvantagem consiste no fato de, na ausência de dominância, não podermos ter certeza absoluta se essas comparações seriam válidas também caso outro índice fosse utilizado. Exatamente nesse ponto reside a principal vantagem da abordagem francesa.

Uma característica interessante da ‘abordagem italiana’ é sua proximidade, em essência, à concepção de igualdade de oportunidades de Roemer, que constitui uma referência importante na literatura normativa. Ainda

que um índice, tal como o da ‘abordagem italiana’, seja de fato um índice *específico*, ele não pode ser considerado plenamente *arbitrário*, visto que o algoritmo de Roemer que ele expressa tem significado e se apoia em uma teoria normativa consistente.

Na ‘abordagem italiana’, o que consideramos um leve desvio da concepção original de Roemer de desigualdade de oportunidades – a utilização do índice $GE(0)$, em vez de outro índice que fosse essencialmente mais próximo de um critério de *maximin* intertipos, como, por exemplo, o $GE(-1)$ – parece-nos ser uma mudança recomendável, não apenas devido à razão técnica mencionada por Checchi e Peragine (2005), mas também por outras duas razões. A primeira delas também é relativamente técnica; ao aconselhar sobre como escolher um índice de desigualdade, Cowell (1995: 65) sugere que se leve em consideração o que ele denomina “poder discriminatório de uma medida de desigualdade”, uma ideia que pode ser explicada de forma clara da seguinte maneira: “se um nível muito alto de aversão à desigualdade é escolhido, praticamente todas as distribuições de renda encontradas registrarão altos níveis de desigualdade, tornando-se difícil dizer se uma é de fato mais desigual do que outra”.⁶ Sem ser insensível com relação à desigualdade, um índice como o $GE(0)$ potencialmente tem maior poder discriminatório do que um índice mais ‘extremo’, como o $GE(-1)$.

Há ainda uma razão mais substancial em favor do uso do $GE(0)$, de acordo com Moreno-Ternero (2005). Em sua defesa de “uma proposta mais equitativa para a igualdade de oportunidades”⁷ adotando o algoritmo de Roemer, o autor recusa-se a dar prioridade absoluta ao grupo em pior situação dentro de cada banda. Em outras palavras, ele contesta o uso de um *maximin* intertipos, favorecendo outra posição normativa, o que reduziria o peso atribuído ao grupo em pior situação, visando aumentar a prioridade de outros grupos. A ideia subjacente a essa proposta é que, ainda que não sejam os grupos em pior situação, eles também podem ter de encarar dificuldades em termos de oportunidades, desta forma, merecendo, portanto, alguma ‘preocupação’ por parte dos formulados da política. O índice de desigualdade correspondente ao *maximin* na classe- GE seria $GE(-1)$. Por sua vez, um índice como o $GE(0)$ possivelmente desempenharia o papel esperado por Moreno-Ternero, já que atribui peso menor à desigualdade na base

⁶ Tradução livre de: “if very high inequality aversion is specified, nearly all income distributions that are encountered will register high measured inequality, so that it becomes difficult to say whether one is more unequal than another”.

⁷ Tradução livre de: “a more equitable proposal for equality of opportunity”.

da distribuição do que $GE(-1)$, mas ainda é sensível à desigualdade nessas faixas mais baixas da distribuição.

Uma limitação do ‘procedimento italiano’ diz respeito a sua ‘segunda etapa’, em que todas as observações de notas são substituídas pela nota média aritmética dentro de determinado tipo e banda, visando eliminar desigualdades irrelevantes. Indubitavelmente, trata-se de uma aproximação arbitrária da distribuição original. Em seu artigo, Checchi e Peragine (2005) testam o impacto de tal aproximação, comparando a desigualdade da distribuição original e das distribuições geradas, concluindo que esse impacto é muito pequeno. (Fazemos o mesmo teste na seção empírica deste artigo, chegando a resultados similares). No entanto, é fato que os dados finais do ‘procedimento italiano’ (ou seja, os que expressam desigualdade de oportunidades) obtidos tanto em seu estudo quanto no nosso podem ser criticados pelas razões acima. Parece haver dois caminhos possíveis para pesquisas futuras: o estudo dos impactos sistemáticos, caso existentes, de distintas aproximações (por meio de análises de sensibilidade, etc.), seguido pela seleção da mais adequada entre elas; ou a busca por abordagens inovadoras.

Segundo a ‘abordagem francesa’, a definição de Roemer de igualdade de oportunidades é apenas um caso específico de um conceito mais geral de igualdade de oportunidades, de acordo com o qual uma escolha individual *ex ante* entre diferentes circunstâncias seria incapaz de classificá-las (igualdade de oportunidades como não-dominância com um critério de dominância estocástica de segunda ordem). Como mencionado anteriormente, de acordo com os autores, a posição de Roemer corresponderia a uma ‘igualdade forte de oportunidades’, situação em que as FDAs de cada par de tipos seriam idênticas. Para que duas FDAs sejam idênticas, as distribuições de frequência de que elas derivam também devem ser idênticas. Nós não interpretamos que a igualdade de oportunidades de Roemer precise de distribuições de frequência idênticas através de todos os pares de tipos, principalmente quando levamos em consideração a solução de compromisso (uma fórmula de realocação que atribui peso igual a cada banda), de Roemer (1998). De fato, em geral, para que a igualdade de Roemer se aplique, os resultados devem ser idênticos *apenas em cada banda*, e não (necessariamente) em toda a distribuição. Assim, na solução de compromisso usada para definir a regra de alocação de igualdade de oportunidades real, o mesmo peso seria atribuído a cada banda (ou a cada quantil), de forma que, depois da implementação do algoritmo de igualdade de oportunidades (ou seja, a realocação de recursos que tenha levado a sociedade a uma nova situação), as distribuições de frequência (e conseqüentemente, as FDAs) do

resultado para cada tipo não precisariam (necessariamente) ser idênticas. Portanto, ainda que seja verdade que, sem a solução de compromisso, o conceito de igualdade de oportunidades de Roemer corresponde a uma ‘igualdade forte de oportunidades’, a igualdade de oportunidades de Roemer somada à solução de compromisso não o é. De qualquer maneira, independentemente de como a igualdade de oportunidades de Roemer seja classificada, a ‘abordagem francesa’ é um procedimento muito bem-vindo para análises empíricas de natureza normativa.

As duas abordagens aqui discutidas são interessantes por razões distintas e úteis para diferentes objetivos. Em nossa opinião, elas podem ser aplicadas de maneiras complementares, visto que cada uma fornecerá perspectivas contrastantes sobre a mesma questão – a mensuração de desigualdades justas e injustas de notas de alunos. No decorrer deste capítulo, aplicamos cada uma dessas abordagens, sucessivamente.

3 DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADES EDUCACIONAIS NO BRASIL

3.1 Dados, definições e estatísticas descritivas

Utilizamos aqui o banco de dados do SAEB, produzido pelo INEP, uma autarquia federal subordinada ao Ministério da Educação.⁸ Relatamos estatísticas descritivas nacionais e regionais referentes apenas a 2001, matemática, oitava série.⁹

Precisamos condicionar as notas de provas a circunstâncias individuais (*tipos*, na terminologia de Roemer). Um dos tipos a que condicionamos as notas é o nível educacional dos pais do aluno (o nível educacional mais alto entre pai e mãe). Entre as razões para utilizar essa definição de tipos, mencione-se, em primeiro lugar, que o nível educacional dos pais parece desempenhar de forma adequada o papel de ‘circunstância relevante’. A começar com o famoso ‘Relatório Coleman’ (Coleman *et al.*, 1966), uma ampla literatura na área de economia da educação determinou que a influência de variáveis relacionadas ao *status* socioeconômico sobre as realizações é considerável. Tipicamente, o nível educacional dos alunos tem uma correlação positiva com outras variáveis relacionadas ao *status* socioeconômico (riqueza, *status* ocupacional, bairro onde a família mora,

⁸ Devido à limitação de espaço, abstermo-nos aqui da descrição detalhada do conjunto de dados do SAEB. Informações mais detalhadas podem ser encontradas no *site* do INEP: <http://www.inep.gov.br/>.

⁹ Denominação usada em 2001 para o que hoje seria chamado de nono ano.

etc.) e pode, portanto, ser visto como uma variável que sintetize o *status* socioeconômico. O papel do *status* socioeconômico como determinante de realizações é especialmente relevante no Brasil, conforme demonstrado por estudos baseados, por exemplo, em dados do SAEB (Albernaz, Ferreira e Franco, 2002). Por fim, mesmo que não mencionando o desempenho em notas de provas, e sim os anos de escolaridade, Cognaux e Gignoux (2005) destacam que o Brasil tem uma das taxas mais baixas de mobilidade educacional intergeracional, reforçando as evidências de que o nível educacional dos pais desempenha um papel importante na determinação de oportunidades educacionais.

Outro requisito de uma variável que defina um tipo é que ela não seja controlável pelos indivíduos ou sujeita a manipulação por sua parte. Ainda que a informação real sobre o nível educacional dos pais do aluno não possa ser controlada pelos indivíduos (no sentido de ser exógeno a um indivíduo particular), o valor relatado pode ser manipulado pelos alunos, visto que se trata de uma variável autodeclarada. No entanto, não imaginamos uma razão que levaria alunos a adotar algum tipo de comportamento estratégico a esse respeito ao responder a um questionário como o que acompanha os exames do SAEB. Ainda assim, é importante reconhecer que essa variável está sujeita a adulterações, um problema a que variáveis autodeclaradas tipicamente estão sujeitas.

Geralmente, o nível educacional dos pais está disponível em bases de dados de educação, assim como em outros bancos de dados importante, o que garante a comparabilidade. Por exemplo, no caso específico da aplicação empírica que aqui realizamos, fomos capazes de comparar nossos resultados a resultados provenientes de um estudo similar, realizado com dados italianos. Também se torna possível reproduzir esse exercício utilizando dados do PISA, assim como outros conjuntos de dados nacionais e internacionais, produzindo, assim, ao longo do tempo, resultados comparáveis.

Portanto, o nível educacional dos pais é um bom candidato a ‘circunstância relevante’, visto que tem grande influência sobre o resultado dos alunos, está disponível com frequência e, para fins práticos, não pode ser controlado pelos alunos.

Tabela 1: Teste do impacto de informações ausentes (*missing data*).**Painel A: Amostra completa.**

Região	Nota média em matemática	Desvio-padrão	Nº de observações	Frequência (com pesos amostrais)
Norte	231,86	42,44	7.972	188.469
Nordeste	228,79	46,13	20.166	800.674
Sudeste	249,72	51,83	8.672	1.379.759
Sul	255,34	45,96	6.251	397.108
Centro-Oeste	244,83	45,76	7.239	236.262
Brasil	243,38	49,62	50.300	3.002.272

Painel B: Subamostra de dados para os quais está ausente o nível educacional dos pais dos alunos.

Região	Nota média em matemática	Desvio-padrão	Nº de observações	Frequência (com pesos amostrais)
Norte	219,88	36,72	559	14.623
Nordeste	217,48	41,27	1.671	71.163
Sudeste	230,40	46,00	636	102.581
Sul	241,54	39,52	383	25.945
Centro-Oeste	231,59	39,08	499	19.022
Brasil	227,13	43,49	3.748	233.334

Elaboração própria com dados do SAEB 2001.

A Tabela 1 apresenta algumas estatísticas descritivas sobre notas, tanto no âmbito nacional quanto no regional. No Painel A, observamos as estatísticas descritivas relacionadas à amostra completa. O Painel B traz as estatísticas para a subamostra de observações para as quais não há informação sobre o nível educacional dos pais. Faltam informações referentes a 3.748 de um total de 50.300 observações, o que representa 7,45% do total (ou 7,77% das observações ponderadas). Outra característica importante presente nessa Tabela 1 é que a nota média obtida pela amostra completa (243,38) é mais alta do que a nota média obtida pela subamostra (227,13, o que corresponde a 93,32% da nota média da amostra completa).¹⁰ O fato de os alunos que não puderam relatar o nível educacional de seus pais terem obtido notas mais baixas do que aqueles que o fizeram não surpreende. A partir desse ponto, utilizaremos apenas as 46.552 observações para as quais temos informações sobre o nível educacional dos pais, mas o leve viés mencionado acima deve ser reconhecido.

¹⁰ O mesmo padrão é observado para as estatísticas de regiões. A parcela de observação ausentes varia de 6,13%, no Sul, a 8,29%, no Nordeste, enquanto que a razão entre as notas médias da subamostra e da amostra completa varia de 92,26%, no Sudeste, a 95,06%, no Nordeste.

Tabela 2: Estatísticas descritivas relacionadas ao nível educacional dos pais do aluno

Educação dos pais		Região					Brasil
		Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	
Sem instrução	Média	216,68	207,40	217,91	216,94	224,89	213,11
	Desvio-padrão	36,41	35,12	34,09	41,12	39,26	36,03
	Frequências ponderadas	7.516	61.937	39.905	8.106	8.845	126.309
	Nºobservações	253	1.170	188	76	182	1.869
4a série	Média	223,51	216,95	234,15	243,03	229,88	229,29
	Desvio-padrão	37,49	37,79	41,71	40,68	38,20	40,98
	Frequências ponderadas	42.967	234.858	358.861	99.650	56.536	792.872
	Nºobservações	1.537	4.600	1.429	1.014	1.169	9.749
8a série	Média	227,07	224,60	238,58	248,11	237,43	253,28
	Desvio-padrão	39,45	39,79	44,03	41,20	39,55	42,72
	Frequências ponderadas	45.317	182.362	362.977	110.756	62.813	764.225
	Nºobservações	1.668	3.895	1.710	1.290	1.531	10.094
Ensino Médio	Média	238,48	241,83	259,68	262,75	253,49	253,28
	Desvio-padrão	41,84	46,60	509,91	44,64	44,05	48,58
	Frequências ponderadas	54.104	173.069	295.437	93.295	54.752	670.657
	Nºobservações	2.337	5.081	2.127	1.561	1.728	12.834
Superior	Média	253,00	273,05	294,93	289,17	281,71	286,52
	Desvio-padrão	51,43	57,11	54,84	47,83	51,69	55,15
	Frequências ponderadas	23.942	77.286	219.998	59.356	34.294	414.876
	Nºobservações	1.618	3.749	2.582	1.927	2.130	12.006
Total	Média	232,87	229,90	251,28	256,31	245,99	244,75
	Desvio-padrão	43,73	46,43	51,97	46,23	46,12	49,60
	Frequências ponderadas	173.846	729.512	1.277.178	371.163	217.240	2.768.939
	Nºobservações	7.413	18.495	8.036	5.868	6.740	46.552

Na Tabela 2, observamos estatísticas descritivas das notas, por região e tipo de aluno. A nota média nacional para as observações válidas é 244,75, com desvio padrão de 49,86. As 46.552 observações válidas passam para 2.768.938 alunos com os pesos da amostra.¹¹ A região mais populosa é de longe a região Sudeste (1.277.179 observações ponderadas), mais de sete vezes maior do que a região menos populosa (Norte, com 173.846 observações ponderadas).

Conforme o nível educacional dos pais aumenta, aumenta também a nota média, tanto no âmbito nacional (variando de 213,11 a 286,52), quanto dentro de cada região. O ranking das regiões em termos de notas médias é o seguinte: S-SE-CO-N-NE. Este ranking geral apresenta leves variações de acordo com o tipo observado. Por exemplo, entre crianças com pais com alto nível educacional (superior), o ranking é SE-S-CO-NE-N, enquanto que o ranking entre crianças com pais com baixo nível educacional (sem ensino formal) é CO-SE-S-N-NE.

¹¹ Na realidade, as 46.552 observações válidas expandem-se para 2.768.938,40, mas omitimos os decimais, tanto nessa tabela, quanto nas que se seguem.

3.2 Índices específicos de desigualdade

Seguindo o procedimento apresentado na Seção 2.2 e previamente aplicado por Checchi e Peragine (2005) a dados italianos, esta seção relata resultados obtidos por meio da observação de dados educacionais brasileiros.

3.2.1 Testes preliminares

O primeiro passo é checar como as notas variam de acordo com os quantis (aqui definidos como *decis*) e os tipos dos alunos (aqui definidos como *nível educacional dos pais*), apresentados no nível nacional, na Tabela 3.¹² Em qualquer um dos decis, as notas aumentam acompanhando os tipos (quando nos movemos do topo para a base da tabela). Confirma-se assim um padrão esperado.¹³

¹² Para um determinado tipo, observam-se, através dos decis, frequências *similares*. *mas não idênticas*. Isto resulta da construção dos decis por tipo (em termos de frequências ponderadas, e não em termos de observações) e da natureza discreta das notas (com dados contínuos, teríamos frequências idênticas).

¹³ Também realizamos os mesmos cálculos para cada região. Observa-se o mesmo padrão no nível nacional, com algumas violações da monotonicidade das notas com tipos: (i) região=SE, decil=1, tipos= 1, 2, 3; (ii) região=S, decil=1, tipos= 2, 3; (iii) região=CO, decil=6, tipos= 1,2.

Tabela 3: Notas de acordo com tipos e decis

Educação dos pais	Décimos da distribuição de notas											
	1°	2°	3°	4°	5°	6°	7°	8°	9°	10°		
Sem instrução	Média	158,34	176,95	186,97	195,71	203,95	213,51	223,85	236,06	254,11	282,71	213,11
	Desvio-padrão	8,13	4,02	2,96	2,28	2,35	3,08	3,33	4,12	6,13	17,33	36,03
	Frequências ponderadas	12.648	12.652	12.766	12.461	12.637	12.644	12.627	13.182	12.075	12.615	126.307
	N°observações	187	170	164	148	175	186	206	196	216	221	1.869
4a série	Média	165,19	185,39	198,16	210,58	221,74	232,88	244,45	256,73	271,62	306,51	229,29
	Desvio-padrão	9,50	4,01	3,43	3,70	2,95	3,40	3,23	3,74	5,37	21,11	40,98
	Frequências ponderadas	79.350	79.718	78.916	79.224	79.246	79.330	79.342	79.174	79.787	78.786	792.873
	N°observações	1.025	948	1.022	1.130	972	1.012	907	881	932	920	9.749
5a série	Média	166,59	189,35	203,78	216,81	228,20	240,05	252,90	267,00	282,06	312,07	235,85
	Desvio-padrão	10,44	4,41	4,07	3,48	3,16	3,51	4,04	4,16	4,73	19,44	42,72
	Frequências ponderadas	76.595	76.534	76.140	76.543	77.293	75.432	76.463	76.480	76.414	76.330	764.224
	N°observações	944	967	1.089	996	948	1.079	1.076	992	870	1.133	10.094
Ensino Médio	Média	174,95	200,45	217,38	231,40	244,45	258,22	271,68	286,91	305,65	341,97	253,28
	Desvio-padrão	11,73	5,84	4,20	3,75	3,92	3,93	3,66	5,09	6,42	20,28	48,58
	Frequências ponderadas	67.072	67.235	67.149	66.934	67.017	66.988	67.152	67.094	67.015	67.001	670.657
	N°observações	1.084	1.196	1.110	1.121	1.269	1.328	1.266	1.376	1.369	1.715	12.834
Superior	Média	188,42	223,98	246,35	265,79	282,52	297,19	312,07	326,88	345,81	376,92	286,52
	Desvio-padrão	16,07	7,25	5,95	5,34	4,23	3,73	4,28	4,44	6,94	13,29	55,15
	Frequências ponderadas	41.499	42.653	40.336	41.497	41.552	41.442	41.542	41.407	41.466	41.482	414.876
	N°observações	861	925	1.055	1.232	1.214	1.134	1.408	1.468	1.441	1.268	12.006
Total	Média	171,10	195,63	210,95	224,95	237,30	249,77	262,58	276,35	293,10	326,14	244,75
	Desvio-padrão	14,23	14,57	17,30	19,78	21,75	23,16	24,28	25,26	26,85	32,71	49,86
	Frequências ponderadas	277.164	278.792	275.307	276.659	277.745	275.836	277.126	277.337	276.757	276.214	2.768.937
	N°observações	4.101	4.206	4.440	4.627	4.578	4.739	4.863	4.913	4.828	5.257	46.552

Seguindo Checchi e Peragine (2005), realizamos ainda outro teste: a comparação entre a distribuição original e a distribuição gerada artificialmente (aquela que elimina a desigualdade intrabandas e intratipos). Os resultados deste teste (não relatados aqui) mostram que a transformação não afeta muito a desigualdade, visto que a razão entre a desigualdade – de acordo com $GE(0)$ – das duas distribuições é sempre próxima a 1, tanto no nível nacional, quanto para cada uma das regiões.

3.2.2 Resultados principais

Os resultados principais desta seção são relatados na Tabela 4, em que se observam a decomposição da desigualdade geral em desigualdade de oportunidade e de esforço (ou residual).

Tabela 4: Decomposição da desigualdade em desigualdade de oportunidade e de esforço (ou residual)

Região	Desigualdade...			Porcentagem oportunidade / total (coluna A / coluna C)
	...de oportunidade (coluna A)	...de esforço ou residual (coluna B)	...total (coluna C)	
Norte	0,0009449	0,0157431	0,0166879	5,66%
Nordeste	0,0029423	0,0164729	0,0194152	15,15%
Sudeste	0,0037840	0,0171662	0,0209502	18,06%
Sul	0,0020801	0,0145051	0,0165852	12,54%
Centro-Oest	0,0024914	0,0147000	0,0171914	14,49%
Brasil	0,0032685	0,0170664	0,0203350	16,07%

Com base nos parâmetros utilizados, que expressam uma definição extremamente parcimoniosa de circunstâncias, observamos imediatamente dois rankings importantes – colunas A e A/C –, que classificam de forma idêntica as regiões do Brasil: N (menor desigualdade e menores frações) S-CO-NE-SE (maior desigualdade e maior fração).

Em termos de *magnitude de desigualdade de oportunidades*, o resultado para a região mais justa do Brasil (Norte, 0,0009449) é comparável aos resultados alcançados na Itália. A desigualdade de oportunidades nessa região é 33,27% maior do que na região mais justa da Itália (Norte da Itália, 0,000709) e 30,91% menor do que na região mais injusta (Centro-Sul da Itália, 0,0013677). Assim, esses resultados classificam o Norte do Brasil em uma situação intermediária entre as duas regiões italianas.

No entanto, quando nos voltamos para a segunda região mais justa do Brasil (Sul, 0,0020801), a desigualdade de oportunidade já é muito mais substancial: 52,08% maior do que a região mais injusta da Itália. A

região mais injusta do Brasil apresenta um nível de desigualdade de oportunidades (Sudeste, 0,0037840) 176,67% maior do que o da região mais injusta da Itália (Centro-Sul da Itália, 0,0013677) e 433,71% maior do que a da região mais justa da Itália (Norte da Itália, 0,000709). Portanto, com a exceção do Norte, a injustiça é muito maior nas regiões brasileiras do que nas regiões italianas. Se levarmos em conta que apenas uma pequena fração dos alunos brasileiros reside na região Norte (6,28% da amostra ponderada final utilizada), a situação geral é de desigualdade considerável no Brasil.

A *fração de desigualdade causada por oportunidades diferenciais* equivale a 16,07% da desigualdade geral no Brasil, e observamos variação substancial através das regiões. O Norte é a região menos desigual, com 5,66%, enquanto que o Sudeste é a mais desigual, com 18,06% da desigualdade geral causados por desigualdade de oportunidades.

A *desigualdade de esforço (ou residual)* é comparável entre as regiões (coluna C), variando de 0,0145051 (Sul) a 0,0171662 (Sudeste), com uma média nacional de 0,0170664. Esses níveis de desigualdade de esforço não são consideravelmente diferentes da variação constatada por Checchi e Peragine (2005), nomeadamente, 0,0126289 no Norte e 0,0174451 no Centro-Sul da Itália. Portanto, a diferença na magnitude da desigualdade das notas entre Itália e Brasil deve-se essencialmente a uma desigualdade de oportunidades, e não a uma desigualdade de esforço (ou residual).

3.3 Análise de dominância

Nesta seção, utilizando dados educacionais brasileiros, aplicamos o procedimento exposto na Seção 2.3, previamente aplicado por Pistolesi, Lefranc e Trannoy (2005) a dados internacionais.

De acordo com Pistolesi, Lefranc e Trannoy (2005), as oportunidades oferecidas a um indivíduo de determinado tipo são resumidas pela FDA de seu tipo. Ao assinalar as FDAs de diferentes tipos, podemos verificar, para cada par de FDAs, se há desigualdade de oportunidades (curvas que não se cruzam), igualdade fraca de oportunidades (curvas que se cruzam), ou igualdade forte de oportunidades (curvas idênticas).

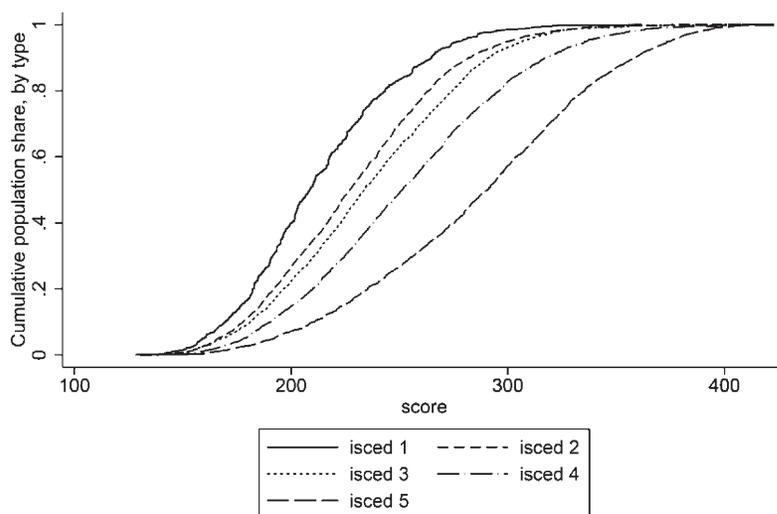
Lembramos que, adaptando a notação definida por Pistolesi, Lefranc e Trannoy (2005) a nossos objetivos, estabelecemos a função condicional de notas $F(s|t)$, em que s representa as notas individuais dos alunos, como de costume, e t representa o tipo. Há cinco categorias de tipos, de acordo com o nível educacional dos pais do aluno. Visto que aqui utilizamos exatamente

te o mesmo conjunto de dados utilizado na seção anterior, as tabelas 2 e 3 servem como referência para estatísticas descritivas.¹⁴

3.3.1 Resultados principais

A Figura 1 retrata as FDAs para os cinco tipos de alunos no Brasil. Podemos observar que, quanto mais alto o nível educacional dos pais (*isced5*), melhor o desempenho dos alunos. Não há cruzamento, o que significa que, para qualquer par de tipos analisados, a situação é de *desigualdade de oportunidades*. No entanto, podemos observar que a disparidade através dos tipos não é uniforme. Por exemplo, a diferença entre a curva associada a pais com nível universitário (*isced5*) e a curva de pais com um diploma de ensino médio (*isced4*) é maior do que a diferença entre as curvas associadas aos níveis *isced4* e *isced3*. As maiores diferenças são identificadas entre os dois tipos de alunos com desempenho mais alto (*isced5* e *isced4*) e entre os dois tipos de alunos com desempenho mais baixo (*isced2* e *isced1*). O mesmo padrão reproduz-se quase exatamente para cada uma das cinco macrorregiões (gráficos regionais não estão relatados nesse artigo).¹⁵

Figura 1: FDAs, com tipos definidos por nível educacional dos pais (*isced*)



STATA

¹⁴ No gráfico de FDAs, utilizamos a classificação *isced* para o nível educacional dos pais, com: *isced1*, sem ensino formal; *isced2*, ciclo inicial do ensino fundamental; *isced3*, ciclo final do ensino fundamental; *isced4*, ensino médio; *isced5*, ensino superior.

¹⁵ Idealmente, seria recomendável checar se esses resultados resistem a testes de inferência estatística, principalmente se os tipos *isced2* e *isced3* não estão em situação de igualdade forte de oportunidades.

3.3.2 Uma definição alternativa de tipos

Repetimos o exercício utilizando uma definição alternativa de tipos: a cor da pele dos alunos. Qual das definições de tipos – em termos de cor da pele, nível educacional dos pais, ou uma combinação de ambos – é a mais legítima é uma pergunta que permanece em aberto e que recentemente tem suscitado intenso debate no Brasil, relacionado à legitimidade de políticas de ação afirmativa no ensino superior. Uma política de ação afirmativa no ensino superior certamente beneficiaria indivíduos não-brancos em boa situação financeira (aqueles que tiverem ultrapassado inúmeros obstáculos para alcançar os níveis mais elevados do sistema educativo brasileiro). Ainda que seja legítimo conceder acesso à universidade para indivíduos não-brancos, visando garantir mais diversidade na elite – com possíveis efeitos positivos, por exemplo, em termos de aumento de motivação entre crianças não-brancas, e assim por diante –, se o objetivo é efetivamente melhorar as oportunidades para uma parcela maior de não-brancos, as ações afirmativas deveriam ser implementadas em estágios muito mais precoces do sistema educativo, possivelmente no ensino fundamental. O objetivo deste exercício é simplesmente contribuir para esse debate, avaliando se a desigualdade de oportunidades em termos de cor da pele pode ser identificada em notas de provas, ou seja, enquanto os indivíduos ainda estão na escola.

A variável aplicada aqui é originária de uma escolha feita pelos próprios alunos, definindo sua própria cor de pele entre cinco categorias possíveis – branco, pardo, negro, amarelo, indígena. A Tabela 5 relata estatísticas descritivas sobre essa variável e sua relação com as notas. Há menos ausência de informações sobre a cor de pele autodeclarada (702) do que sobre o nível educacional dos pais (3748), o que acaba por ser uma vantagem da definição de tipos com base na cor da pele, em detrimento de sua definição com base no nível educacional dos pais.¹⁶ Uma característica dessa definição é o fato de os grupos (tipos) criados dessa maneira serem muito diferentes em termos de tamanho: enquanto os brancos e pardos juntos somam 82,74% da população total, indígenas são apenas 2,71% do total e negros e amarelos chegam a menos de 8 % cada. Em algumas regiões, a presença de alguns tipos é insignificante. Por exemplo, a soma de negros (4,08%), amarelos (3,76%) e indígenas (1,31%) chega a menos de 10% na região Sul, enquanto que, na mesma região, 75% dos alunos declaram ser brancos.

¹⁶ Não temos informações sobre a confiabilidade dessas duas variáveis autodeclaradas.

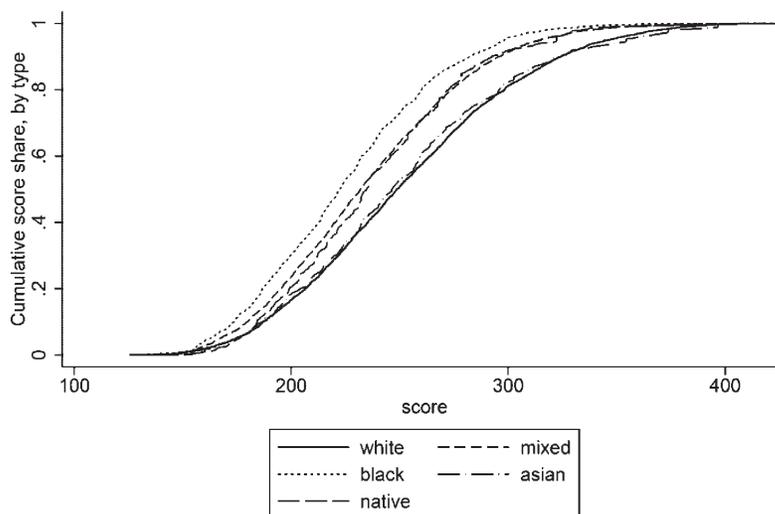
Tabela 5: Estatísticas descritivas relacionadas à cor da pele dos alunos

Médias, desvios-padrão, frequências com pesos amostrais e números de observações

Cor / raça (autodeclarada)	Região					Brasil	
	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste		
Branco	Média	234,74	231,22	260,57	259,67	250,36	252,93
	Desvio-padrão	45,36	49,47	53,35	46,88	48,64	52,07
	Frequências ponderadas	57.976	260.924	667.992	278.067	99.225	1.364.184
	Nºobservações	2.742	6.887	4.482	4.668	3.494	22.273
Pardo	Média	230,81	227,91	239,56	244,53	242,54	235,55
	Desvio-padrão	39,99	44,14	46,73	41,48	43,41	45,13
	Frequências ponderadas	92.400	367.518	476.853	78.521	89.581	1.104.873
	Nºobservações	3.733	8.947	2.642	964	2.476	18.762
Negro	Média	225,94	221,09	225,11	240,60	230,13	225,24
	Desvio-padrão	44,29	40,83	41,33	44,25	38,33	41,56
	Frequências ponderadas	12.542	83.869	112.775	16.933	19.292	245.411
	Nºobservações	456	1.875	668	253	457	3.709
Amarelo	Média	242,13	241,46	259,29	255,77	247,69	251,68
	Desvio-padrão	43,26	49,31	58,50	43,93	43,50	53,11
	Frequências ponderadas	13.847	50.244	86.226	15.363	18.263	183.943
	Nºobservações	637	1.500	592	233	550	3.512
Índigena	Média	226,34	229,88	246,39	251,64	239,82	238,23
	Desvio-padrão	38,30	43,46	42,60	32,74	43,99	42,88
	Frequências ponderadas	7.371	22.368	25.769	4.019	6.324	65.851
	Nºobservações	271	611	206	81	173	1.342
Total	Média	232,39	229,20	249,99	255,59	245,17	243,75
	Desvio-padrão	42,39	46,17	51,83	45,99	45,72	49,62
	Frequências ponderadas	184.136	784.923	1.369.615	392.903	232.685	2.964.262
	Nºobservações	7.839	19.820	8.590	6.199	7.150	49.598

Com essa nova definição de tipos, encontram-se tanto situações de igualdade, quanto de desigualdade de oportunidades extremamente pronunciadas. Na realidade, observamos: (i) igualdade de oportunidades (ao menos na versão fraca) entre brancos e amarelos e entre pardos e indígenas e (ii) desigualdade de oportunidades entre negros e qualquer outro grupo, assim como entre os pares pardos/indígenas e brancos/amarelos.

Figura 2: FDAs, com definição de tipos com base na cor da pele autodeclarada



STATA

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Na seção metodológica deste capítulo, discutimos vantagens e limitações de duas metodologias alternativas, que podem ser utilizadas para medir e comparar a desigualdade de oportunidades educacionais – ambas baseadas em ou tentando ir além de Roemer (1998).

A *análise de dominância* revela uma situação de evidente desigualdade de oportunidades quando os tipos são definidos com base no nível educacional dos pais, enquanto que, quando os tipos são definidos em termos da cor da pele, observam-se tanto desigualdade de oportunidades como igualdade (ao menos na versão fraca) de oportunidades, em função dos tipos comparados. A abordagem dos *índices específicos* mostra que a desigualdade de oportunidades representa 16,07% da desigualdade geral no Brasil e que há variações regionais substanciais. A região brasileira com maior desigualdade de oportunidades (Sudeste) é 176,67% mais desigual do que

a região com maior desigualdade de oportunidades na Itália (Centro-Sul) e 433,71% mais desigual do que a região de menor desigualdade de oportunidades na Itália (Norte).

Diversas especificações alternativas podem ser testadas e uma série de novos aprimoramentos podem ser implementados a ambas as aplicações (alguns foram citados ao longo deste texto). Igualmente seria possível aprofundar a análise, focando em unidades subnacionais específicas, para chegar a resultados mais úteis para a formulação de políticas.

REFERÊNCIAS

Albernaz, A., F. H. G. Ferreira, and C. Franco (2002): “Qualidade e equidade no ensino fundamental brasileiro,” **Pesquisa e Planejamento Econômico**, 32(3).

Bourguignon, F., F. H. G. Ferreira, and M. Menendez (2006): “Inequality of opportunity in Brazil,” **mimeo**.

Checchi, D., and V. Peragine (2005): “Regional disparities and inequality of opportunity: the case of Italy,” **IZA Discussion Paper** n° 1874.

Cognaux, D., and J. Gignoux (2005): “Earnings inequalities and educational mobility in Brazil over two decades,” **IAI Discussion** n° 121.

Cowell, F. A. (1995): **Measuring inequality**. Prentice Hall, Harvester, Wheatsheaf, 2nd edn.

Devooght, K. (2004): “To each the same and to each his own. A proposal to measure responsibility-sensitive income inequality,” **mimeo**.

Lefranc, A., N. Pistolesi, and A. Trannoy (2006): “Une réduction de l’inégalité des chances dans l’obtention du revenu salarial en France?,” **mimeo**.

Moreno-Ternero, J. D. (2005): “A more equitable proposal for equality of opportunity,” **Mimeo**. Disponível em: <<http://merlin.fae.ua.es/juande/papers/EOp.pdf>>

Peragine, V. (1999): “The distribution and redistribution of opportunity,” **Journal of economic surveys**, 13(1), 37–69.

Peragine, V. (2002): “Opportunity egalitarianism and income inequality,” **Mathematical Social Sciences**, 44, 45–64.

Peragine, V. (2004a): "Measuring and implementing equality of opportunity for income," **Social Choice and Welfare**, 22, 187–210.

Peragine, V. (2004b): "Ranking income distributions according to equality of opportunity," **Journal of Economic Inequality**, 2, 11–30.

Pistolesi, N., A. Lefranc, and A. Trannoy (2005): "Inequality of Opportunity vs. Inequality of Outcomes: Are Western Societies All Alike?," **ISER Working Paper Series**, n. 2005-15, University of Essex, UK.

Roemer, J. (1998): **Equality of opportunity**. Harvard University Press, Cambridge, MA.

